Beitrag zur Frage des Einflusses des Alters der Eltern auf das Geschlecht der Kinder.

Inauguraldissertation

zur

ACAD. LUGD. BAT. BIBL.

Erlangung der Doktorwürde

der

hohen philosophischen Fakultät

der

Georg August Universität zu Göttingen

vorgelegt von

Ernst Rolcke
aus Neu-Ruppin.

Danzig
Druck von A. Schroth
1914.

Als Doktordissertation angenommen von der historisch-philologischen Abteilung der philosophischen Fakultät der Universität Göttingen.

Referent: Herr Geheimer Oberregierungsrat Prof. Dr. **Lexis.**

Tag der mündlichen Prüfung: 2. März 1914.

Meinem hochverehrten Lehrer

Herrn Geheimen Oberregierungsrat Prof. Dr. Wilhelm Lexis

in Dankbarkeit zugeeignet.

Lebenslauf.

Ich, Ernst Hermann Ludwig Rolcke, evangelischer Konfession, wurde am 24. März 1886 als Sohn des Landrichters Oskar Rolcke und seiner Ehefrau Anna geborenen Schmidt zu Neu-Ruppin geboren. Ich besuchte die humanistischen Gymnasien zu Neu-Ruppin und Marienwerder Wpr., an welch letzterem ich Ostern 1905 die Reifeprüfung bestand. Ich bezog im Sommer 1905 die Technische Hochschule in Charlottenburg, Winter 1905 die Universität Gießen, Sommer 1908 die Universität Breslau, Sommer 1911 die Universität Göttingen, an der ich im Sommer 1912 mein Studium mit dem Versicherungsdiplomexamen abschloß. Seit April 1913 arbeite ich, zuerst als Volontär, dann als Assistent an den städtischen statistischen Ämtern zu Linden und Danzig. Die vorliegende Arbeit verdankt ihre Entstehung einer Anregung von Herrn Geheimen Oberregierungsrat Lexis, dem ich für seine Hilfsbereitschaft und Anteilnahme während der Arbeit meinen verbindlichsten Dank ausspreche.

Auffallender Weise ist die Frage wie der Zustand erreicht und erhalten wird, daß die beiden Geschlechter annähernd im Gleichgewicht bleiben, erst in ziemlich junger Zeit aufgeworfen. Aus dem ganzen Mittelalter, das doch sonst in teleologischen Spekulationen groß war, ist uns keine Erörterung dieses Themas bekannt. Auch eine Gesetzmäßigkeit im Geschlechtsverhältnis der Geborenen, worin diese Ordnung ihren Grund haben muß, ist erst sehr spät erkannt worden. Aus dem 16. Jahrhundert ist uns eine sehr irrige Äußerung des spanischen Arztes Huart [1]) überliefert, „daß auf eine Mannsperson, welche auf die Welt komme, ungefähr 6 bis 7 Weiber geboren werden." Auch im Anfang des 16. Jahrhunderts war man sich hierüber noch garnicht im Klaren: Goodman [2]) nimmt an, daß etwas mehr Mädchen als Knaben geboren werden; Turgot dagegen (Oeuvres II Seite 247) äußert, allerdings nur als Vermutung, daß mehr Knaben als Mädchen zur Welt kommen.

Von welcher Wichtigkeit die Frage ist, ob das Geschlechtsverhältnis der Geborenen konstant ist oder nicht, leuchtet ein, wenn man bedenkt, daß unsere ganze Gesellschaftsordnung auf dem Prinzip der Einehe aufgebaut ist. Diese annähernde Konstanz zuerst nachgewiesen zu haben, ist das Verdienst Graunts [3]).

Aus den Geburten der Londoner Bevölkerung in den Jahren 1628 bis 1662 berechnet er, daß auf 100 jährlich geborene Mädchen etwa 106 Knaben kommen. Er zeigt damit, daß das, was in den Geburten einer Familie oder eines kleinen Bezirkes nur das Spiel eines regellosen Zufalls zu sein scheint, bei Betrachtung genügend großer Zahlen den Charakter vollständiger Gesetzmäßigkeit annimmt. Graunt nimmt diese Tatsache hin, ohne eine Erklärung dafür zu geben. Nach ihm nahm Süßmilch [4]) die Frage wieder auf, und fand an verschiedenem Material stets ungefähr dieselbe Ziffer. Er versucht die Erscheinung auch bereits zu erklären, und zwar indem er eine vom Schöpfer angeordnete „Präexistenz aller Samen" annimmt. Er verlegt damit die Geschlechtsbestimmung vor die Konzeption und hält eine Einwirkung darauf während oder nach dieser für ausgeschlossen.

Die Tatsache, daß auf 100 Mädchen etwa 106 Knaben kommen, steht seitdem fest. In allen Kulturstaaten hat man das Verhältnis ge-

---

[1]) Nach Moser Gesetze der Lebensdauer Berlin 1839 Seite 210.

[2]) Goodman und Turgot nach Buckle Geschichte der Zivilisation in England.

[3]) Graunt, Natural and Politikal Observations 1666. Nach W. Stieda.

[4]) Süßmilch, die göttliche Ordnung in denen Veränderungen des Menschengeschlechts. 2. Aufl. Berlin 1765 2. Bd. Seite 239.

prüft und ist zu nahe übereinstimmenden Werten gekommen. Lenhossek [1]) gibt die Zahlen für ganz Europa und die einzelnen Länder an. Sie schwanken nur zwischen 103,6 (England) und 108,3 (Spanien). Diese mäßigen Abweichungen können zum Teil in der verschiedenen Materialbeschaffung (verschiedene Behandlung der Totgeburten, verschieden starker staatlicher Zwang zur Registrierung der Geburten) ihren Grund haben. Die eigentliche „Polarität der Geschlechter" aber tritt erst darin hervor, daß der regelmäßig vorhandene Überschuß der Knabengeburten durch die größere Knabensterblichkeit in den ersten Kinderjahren wieder annähernd ausgeglichen wird. Auf diese Tatsache gehen wir aber im folgenden nicht weiter ein, sondern beschränken uns auf die Untersuchung der Stabilität des Geschlechtsverhältnisses der Geborenen.

Seit Süßmilch hat die Statistik die Frage nach den Ursachen dieser Stabilität nicht mehr aus dem Auge gelassen. Aber nur nach einer Richtung hin ist es ihr unzweifelhaft gelungen, das Material in Teile mit entschieden abweichendem Geschlechtsverhältnisse zu zerlegen, nämlich durch die Scheidung in Lebendgeborene und Totgeborene. Totgeborene haben etwa ein Verhältnis von 130 zu 100 und dementsprechend Lebendgeborene ein etwas kleineres als die Geburten insgesamt. Für Fehlgeburten — als Grenze zwischen Totgeburten und Fehlgeburten gilt in Preußen nach einem Erlaß des Justizministers vom 19. Dezember 1893 der 6. Schwangerschaftsmonat im Zweifel die Länge von 32 cm — die voraussichtlich ein noch stärkeres Überwiegen des männlichen Geschlechts zeigen, wird jetzt von einigen städtischen statistischen Ämtern nach dem Vorbild Magdeburgs [2]) Material gesammelt, das aber noch nicht umfangreich genug ist, um einen bündigen Schluß zuzulassen. Mit dem höheren Sexualverhältnis der Tot- und Fehlgeburten hängt es zusammen, wenn die unehelichen Geburten ein etwas kleineres aufweisen als die ehelichen.

Dies ist also das einzige bisher unwidersprochen gebliebene positive Resultat, das die Statistik bei der Zerlegung der Geburtenzahlen nach bestimmten Merkmalen gezeitigt hat. Positiv in dem Sinne, daß ein Unterschied des Sexualverhältnisses gefunden wurde.

---

[1]) Lenhossek, das Problem der geschlechtsbestimmenden Ursachen. Jena 1903. Seite 3.

[2]) Magdeburg hat seit 1910 die Fehlgeburten verzeichnet und in den drei Jahren 1910, 1911 und 1912 im ganzen Daten über 4586 Fälle gesammelt, von denen allerdings nur bei 656 das Geschlecht erkennbar war. Hierunter waren 445 männlichen und 211 weiblichen Geschlechts, das entspricht einem Geschlechtsverhältnis von 100 zu 210. Nach Mitteilung von autoritativer medizinischer Seite soll dieses Geschlechtsverhältnis aber falsch sein. Bei dem Embryo liegt die Gefahr vor, ein Mädchen als Knabe zu bezeichnen, umgekehrt jedoch nicht. Über Material aus Paris vgl. Lexis Abhandlungen S. 165.

Eine andere Zerlegung die anfangs Erfolg zu versprechen schien, ist die nach dem Alter der Eltern, im Jahre 1828 von Hofacker[1]), 1830 unabhängig von ihm von Sadler[2]) aufgestellt. Durch Beobachtungen anderer an Schafen wurde Hofacker auf das Problem aufmerksam gemacht. Er untersuchte daraufhin das Tübinger Familienregister und fand: bei 1283 Kindern, deren Vater älter als die Mutter war, 684 Knaben und 589 Mädchen, wenn die Eltern gleich alt waren, 70 Knaben und 75 Mädchen, wenn die Mutter älter war, 270 Knaben und 289 Mädchen. Er zieht daraus folgenden Schluß. Wenn der Vater älter ist als die Mutter, werden mehr Knaben, bei Altersgleichheit in geringem Maße mehr Mädchen geboren. Ist die Mutter älter, so werden erheblich mehr Mädchen geboren. Da nun ein höheres Alter des Vaters die Regel ist, so erklärt sich dadurch der Knabenüberschuß.

Sadler kommt auf Grund der Nachrichten aus dem englischen Adelsregister über 2068 Geburten zu dem selben Resultat wie Hofacker. Er hat eigentlich nicht dem Alter der Eltern zur Zeit der Geburt des Kindes einen Einfluß eingeräumt, sondern dem zur Zeit der Eheschließungen. Aber da er nur vom Altersunterschied spricht, ist dieser Umstand gleichgültig. Diese fast gleichzeitig von zwei Gelehrten unabhängig von einander aufgestellte Theorie wurde sehr schnell angenommen und hat lange als unbedingt richtig gegolten.

Wie wichtig die genaue Untersuchung eines etwaigen Einflusses des Alters der Eltern auf das Geschlecht der Kinder ist, geht aus folgender Überlegung hervor: Mit dem jetzt überall beobachteten Geburtenrückgang geht die Tatsache zusammen, daß nur die jüngeren Frauen ungefähr dieselbe[3]) in manchen Gegenden sogar eine erhöhte[4]) Geburtenziffer aufweisen. Zu je höheren Altersklassen wir aber aufsteigen, desto größer wird der Rückgang der Geburtlichkeit. Das hat selbstverständlich zur Folge, daß die Geburtenanzahl eine ganz verschiedene Zusammensetzung nach Altersklassen der Eltern aufweist, eine Beobachtung, die wir auch an dem weiterhin zu unserer Untersuchung verwandten Material der Geburtenstatistik Berlins in den Jahren 1887 bis 1910 machen können. Trotz der Steigerung der Einwohnerzahl Berlins von 1885 bis 1910 auf das anderthalbfache, sehen wir in der Tabelle A insgesamt jährlich etwa die gleiche Anzahl Geborene, einen absoluten Rückgang erst in den

---

[1]) Hofacker: Über die Eigenschaften, welche sich bei Menschen und Tieren von den Eltern auf die Nachkommen vererben. Tübingen 1828.

[2]) M. Th. Sadler: the Law of Population, London 1830.

[3]) Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin 32. Jahrgang, Erläuterungen Seite 111.

[4]) Statistik des Deutschen Reichs Bd. 246 Erläuterungen Seite 18.

letzten 3 Jahren. Es stammen von 100 ehelichen Kindern von einer Mutter im Alter von

	unter 21	21 bis 25	26 bis 30	31 bis 40	über 40 Jahren
1887	2,9	23,9	32,8	36,5	3,9
1910	5,9	32,0	31,2	28,6	2,3

d. h., der Anteil der jugendlichen hat sich mehr wie verdoppelt, der der jungen ist um die Hälfte gestiegen, der des mittleren Alters ist gleichgeblieben und der der Alten ist um $^1/_6$ bis $^1/_2$ gefallen.

Entsprechend gilt das auch für die Gliederung nach dem Alter des Vaters. Von 100 Kindern stammten von einem Vater im Alter von

	unter 31	31 bis 45	über 46 Jahren
1887	41,6	54,2	4,2
1910	52,8	44,4	2,8

Auch hier sehen wir erhebliche Verschiebungen. Wenn also das Alter der Eltern wirklich einen merklichen Einfluß auf das Geschlecht der Kinder ausübte, so müßte gerade in der Gegenwart das Sexualverhältnis sich verschieben. Auf den Einwand, die ersten Verteidiger eines Einflusses des Alters hätten nur von dem gegenseitigen Alter gesprochen und einen Einfluß des absoluten Alters garnicht behauptet, mag erwidert werden, daß jede Alterseinwirkung auf das Geschlecht der Kinder doch nur eine indirekte sein kann, indem das statistisch leichter nachzuweisende Alter als Symptom der Kraft angenommen wird und in diesem Sinne ist doch wohl das gegenseitige Verhältnis bei einem gleichaltrigen Ehepaar im Alter von 20 oder 30 oder 40 Jahren ganz verschieden zu beurteilen. Somit müßte bei Annahme eines Einflusses des absoluten oder relativen Alters in Anbetracht der jetzigen bedeutenden Verschiebung der Zusammensetzung der Kinder nach Altersklassen der Eltern eine wesentliche Änderung des Geschlechtsverhältnisses der Geborenen sich bemerkbar machen. Auch abgesehen von dieser gerade in den heutigen Zeitverhältnissen begründeten Wichtigkeit des Problems kann es uns nicht Wunder nehmen, wenn es einmal von Hofacker und Sadler angeregt, nicht mehr zur Ruhe gekommen ist.

Die nächsten Untersuchungen haben alle das gleiche oder ein ähnliches Resultat ergeben. Im Jahre 1839 ist von Moser [1]), der für fast alle bevölkerungsstatistischen Vorgänge möglichst einfache mathematische Ausdrücke aufstellte, auch diese Hypothese in eine mathematische Formel gebracht:

$$v = \sqrt[4]{\frac{A}{a}}$$

wo v die Anzahl der Knabengeburten ist, die auf eine Mädchengeburt kommt, A das Alter des Vaters und a das der Mutter. Noch

[1]) Moser, Die Gesetze der Lebensdauer, Berlin 1839.

Göhlert[1]) erkennt die Formel als einigermaßen richtig an, will sie aber etwas verändert haben in $\sqrt[n]{\frac{A}{a}}$, wo n die eheliche Fruchtbarkeitsziffer bedeutet.

Bis in die 60er Jahre ist die Hofacker-Sadler'sche Hypothese unwidersprochen geblieben und hat unbedingte Geltung gehabt. Der vielbelesene Buckle sagt in seiner etwa 1858 geschriebenen Geschichte der Zivilisation in England[2]): „Daß das Altersverhältnis der Eltern auf das Geschlecht ihrer Kinder einen Einfluß hat, kann jetzt nach den unzähligen Zeugnissen, die darüber gesammelt sind, als gewiß angenommen werden." Auch die Physiologie nahm sie an: Leuckart in R. Wagner's Handbuch der Physiologie[3]): „Die Tatsache, daß die relativen Altersverschiedenheiten der Eltern von größtem Einfluß auf das Geschlecht der Kinder seien, wird sich nicht länger bezweifeln lassen." Wappäus[4]) schreibt darüber: „nach diesen in der Hauptsache so übereinstimmenden Ergebnissen, die auch durch neuere Beobachtungen in Frankreich vollständig bestätigt werden, scheint es allerdings ausgemacht zu sein, daß die Altersdifferenz in der angegebenen Weise auf das Sexualverhältnis der Kinder einwirkt . . ." Bestätigt wurde die Hofacker Sadler'sche Hypothese von Noirot[5]), der ein Material von etwa 4000 Geburten bearbeitete, und von Legoyt[6]), der 6006 Geburten aus Calais und 52300 aus Paris untersucht hat; allerdings ist das Resultat von dem Hofacker-Sadler'schen schon ein wenig verschieden, indem sie bei gleichem Alter einen Knabenüberschuß finden, der nur geringer als der übliche ist. Göhlert[7]) untersucht in seiner ersten Abhandlung 25 Jahrgänge des Gothaer Genealogischen Kalenders mit 4584 Kindern, dann pfarramtliche Nachrichten aus ländlichen Bezirken Österreichs mit rund 14000 Geburten und kommt zu dem Resultat, daß das Alter der Eltern zwar in der von Hofacker und Sadler gewiesenen Richtung auf das Geschlechtsverhältnis wirke, aber auch die Fruchtbarkeit in dem durch die oben mitgeteilte Formel bezeichneten Sinne einen Einfluß darauf ausübe.

---

[1]) Sitzungsberichte der philosophisch-historischen Klasse der K. u. K. Akademie der Wissenschaften, Wien 1854, Seite 515.

[2]) A. a. O. Seite 147 Anmerkung.

[3]) Zitiert nach Breslau, Beitrag zur Würdigung des Hofacker-Sadler'schen Gesetzes betreffend usw. in der Zeitschrift für Geburtshilfe und Frauenkrankheiten, Bd. 21 Supplementheft Seite 68.

[4]) Wappäus, Bevölkerungsstatistik Bd. 2 Seite 163.

[5]) Noirot, Etudes statistiques sur la mortalité et la dureé de la vie dans la ville et l'arrondissement de Dijon, Paris 1852.

[6]) Legoyt, Statistique de la France, Straßburg 1857.

[7]) Göhlert, Untersuchungen über das Sexualverhältnis der Geborenen, Berichte der K. und K. Akademie der Wissenschaften philosophisch-historische Klasse, Wien 1854 und 1870.

Als erster, der ein anderes Resultat brachte, trat 1862 Breslau auf. Er kam in seiner ersten Arbeit zu einem geradezu entgegengesetzten Schluß. Sein Material lieferte ihm den bei weitem größten Knabenüberschuß, wenn der Vater jünger ist als die Mutter, den kleinsten bei gleichem Alter, aber stets noch einen Knabenüberschuß. In seiner zweiten Schrift 1863 kommt er dagegen zu dem Ergebnis, einen Einfluß des relativen Alters der Eltern auf das Geschlecht der Kinder vollständig zu leugnen. Er stützt sich dabei auf ein Material von etwa 16500 Geburten. Er sagt [1]): „. . . es bleibt als einzig sicher nachweisbares Gesetz stehen: Unter allen relativen Altersverschiedenheiten der Eltern überwiegt die Zahl der Knaben die der Mädchen in nahezu gleicher Weise."

Im Gegensatz dazu findet Körber [2]) wieder einen Einfluß des Alters, allerdings derart, daß das höchste Geschlechtsverhältnis bei gleichem Alter der Eltern statt hat.

So war durch Breslau und Körber das anscheinend ganz festgefügte Gebäude der Hofacker-Sadler'schen Hypothese ins Wanken geraten. Der nächste, der sich damit beschäftigte, war Wilhelm Stieda [3]). Er kommt aus seinen Untersuchungen an etwa 90000 Geburten zur Bestätigung der Hypothese Breslaus, untersucht aber auch gleichzeitig das Vorliegen eines Einflusses des absoluten Alters der Eltern, und kommt auch hier zu einem negativen Resultat. Bedeutsam dabei ist aber seine Untersuchungsmethode. Aus den Resultaten von ganz Elsaß-Lothringen konnte er eine Bestätigung der ersten Breslau'schen Arbeit finden: höchstes Sexualverhältnis, wenn der Vater jünger ist als die Mutter. Er prüft aber auch die Zahlen der drei Bezirke daraufhin und findet eine Bestätigung nur in Unter-Elsaß. Ober-Elsaß gibt den höchsten Knabenüberschuß im Falle der Alters-Gleichheit (wie Körber, siehe oben). Lothringen dagegen entspricht vollständig der Hofacker-Sadler'schen Hypothese. Stieda ist damit auf dem methodisch einzig richtigen Weg: Es ist nicht nötig, unendlich große Massen zu einer einzigen zusammen zu bringen, sondern die Betrachtung einer möglichst großen Zahl von Einzelwerten aus mäßig großen Massen führt besser zum Ziel.

Auf demselben Wege kommt Francke [4]), obwohl die Gesamtwerte einen positiven Schluß zu rechtfertigen scheinen, dazu dem Alter einen Einfluß auf das Geschlecht nicht zuzuerkennen, weil die aus einzelnen Jahrgängen

---

[1]) A. a. O. Bd. 22 Seite 149.

[2]) Körber, Biostatik der im Dörptschen Kreise gelegenen Kirchspiele Vingen, Rauden, Rüggen und Kabelat.

[3]) Wilhelm Stieda, das Sexualverhältnis der Geborenen. Straßburg 1875.

[4]) L. Francke, über den Einfluß des Alters der Eltern auf das Geschlecht der Geborenen. Konrads Jahrbücher Bd. 29 u. Bd. 30.

gewonnenen Werte dem aus der ganzen Summe zum Teil widersprechen. Das von ihm benutzte Material sind 3 Jahrgänge der Geburten in Norwegen mit insgesamt etwa 116000 Geburten.

Im Gegensatz hierzu kommt Schumann [1]) wieder zu dem Schluß, daß ein Einfluß des Alters vorliege: im mittleren Alter der Zeit der höchsten sexuellen Befähigung habe jeder der Eltern die höchste Wahrscheinlichkeit sein eigenes Geschlecht fortzupflanzen, doch trete der Einfluß der Mutter hierauf nicht so deutlich hervor wie der des Vaters.

Nicht übergangen werden darf hier Düsing, obwohl die statistische Untersuchung nach dem Alter für ihn nicht in erster Linie liegt. Düsing sieht in der Altershypothese nicht so sehr eine versteckte Krafttheorie sondern eine Art von Kompensationstendenz. Die Ordnung der Geschlechter wird dadurch erhalten, daß eine Überzahl des einen Geschlechts eine Mehrerzeugung des andern hervorrufe. Ein Mangel an Vertretern des einen Geschlechts gibt sich nun aber darin kund, daß seine Mitglieder auch außerhalb des Alters der stärksten Potenzierung, des] mittleren, sexuell beansprucht werden. Daraus folgt, daß das mittlere Alter die wenigste Neigung zeigt, sein eigenes Geschlecht zu erzeugen. Ebenso wie Schumann findet er, daß dieser Einfluß sich beim Vater bedeutend stärker zeigt als bei der Mutter. Auf die andern von Düsing angegebenen Ursachen, die auf das Entstehen des Geschlechts Einfluß haben sollen, ist hier nicht näher einzugehen. Wohl ist aber hervorzuheben, daß er als erster zahlenmäßig das Gewicht der Beobachtung nach der Größe der Masse feststellt, indem er die wahrscheinlichen Fehler beifügt. Vor ihm war höchstens die Vorsicht gebraucht, daß Werte aus einer Masse unter einer gewissen Größe durch Einklammern bezeichnet wurden.

Nach Düsing soll also das Alter indirekt einen Einfluß haben, indem es ein Kennzeichen dafür ist, wie nahe die betreffende Person der Zeit der höchsten Leistungsfähigkeit steht. Bestätigt wird diese sogenannte modificierte Hofacker-Sadlersche Hypothese von Kollmann [2]).

Allerdings sind die Unterschiede der Geschlechtsverhältnisse, die er aus seinem im ganzen die stattliche Zahl von über 800000 Fällen umfassenden Material (das Stieda'sche, Schumann'sche und eigenes aus dem Großherzogtum Oldenburg enthaltend) sehr gering. Es schwankt nach ihm bei fünfjährigen Stufen der Altersüberlegenheit des Vaters der Prozentsatz der Knaben in den einzelnen Teilmassen, wenn nur aus mindestens 5000 Geburten berechnete Werte berücksichtigt werden zwischen 49,4 und 51,6, in der Gesamtsumme aber nur zwischen 50,4 und 51,2.

---

[1]) Schumann, die Sexualproportion der Geborenen, Oldenburg 1883.

[2]) Dr. Paul Kollmann, der Einfluß des Alters der Eltern auf das Geschlecht der Geborenen nach statistischen Ermittelungen, Allgem. Stat. Archiv Jg. 1890.

Noch geringer sind die Schwankungen bei der Einteilung nach dem Alter der Mutter allein: zwischen 51,0 und 51,9 bei den Teilmassen. Im ganzen Material zwischen 51,2 und 51,5. Nach dem Alter des Vaters sind die Schwankungen etwas größer 50,3 und 54,0 bezw. 50,9 und 52,7. Leider hat er die absoluten Zahlen, aus denen er diese Werte berechnet hat, nicht mitgeteilt, sodaß eine Untersuchung ihrer Gewichte nicht möglich ist.

Schließlich bleibt uns noch eine neuere Arbeit zu besprechen, die wieder zu einem ganz anderen Resultat kommt. Grünspan [1]) hat die Geborenen Berlins in den Jahren 1878 bis 1905, nach verschiedenen Richtungen auf das Geschlechtsverhältnis untersucht. Er hat also zum Teil dasselbe Material wie es in der vorliegenden Arbeit verwertet werden soll. Die Gruppierung ist jedoch eine andere. Grünspan schreitet prinzipiell in gleichen Altersabständen fort, während wir aus methodischen Gründen von vornherein auf einigermaßen gleichmäßige Besetzung der Gruppen gesehen haben, was allerdings infolge der mit dem Geburtenrückgang zusammenhängenden, oben erwähnten Verschiebungen im Alter der Eltern nicht recht gelungen ist. Grünspan nun stellt ein „absolutes Altersgesetz" auf: „Der Knabenüberschuß nimmt mit dem Alter des Vaters ab", und ferner ein „relatives Altersgesetz": „mit dem Altersunterschied der Ehegatten nimmt die Wahrscheinlichkeit einer Knabengeburt zu, und zwar bewegt sich diese Wahrscheinlichkeit nicht genau parallel dem Altersunterschied, sondern ihr Minimum liegt da, wo der Mann 8 bis 12 Jahre älter als die Frau ist". Das absolute Altersgesetz leitet er zunächst aus seinem Berliner Material ab und prüft es dann an der Summe seines, des Stieda'schen, des Kollmann'schen aus Oldenburg und eines Dresdener Materials nach und sagt (Seite 31): „Die Geschlechtsverhältnisse in Tabelle 5, namentlich die nach dem Alter der Väter, haben durchweg eine kleine Erhöhung erfahren, was sich ja daraus erklärt, daß die Zahlen für Elsaß-Lothringen, Oldenburg und Dresden eine etwas höhere Sexual-Proportion aufweisen als die von Berlin. An der oben gefundenen Gesetzmäßigkeit ändert dies jedoch nichts". Zur Nachprüfung dieses Schlusses stelle ich die beiden Reihen nach steigendem Alter des Vaters geordnet hier hin.

Berlin allein	112,10	107,31	105,13	104,14	102,19	103,03	102,97
Berlin, Elsaß-Lothringen, Oldenburg, Dresden	111,58	107,49	105,29	104,39	103,12	104,38	103,63.

[1]) Dr. A. Grünspan, zur Frage des Geschlechtsverhältnisses der Geborenen, Berlin 1908. Leipziger Dissertation.

Man kann daraus auch folgendes ablesen: Die am nächsten dem Gesamtdurchschnitt (etwa 106) stehenden Zahlen, die zweite und dritte sind nahezu unverändert geblieben. Alle anderen haben sich mit Vergrößerung des Materials in der Richtung hierher bewegt. Das hätte doch zum mindesten den Verdacht aufkommen lassen müssen, daß bei noch größeren Zahlen sich die Unterschiede ganz verwischen. Hatte Grünspan übrigens überhaupt erwartet, aus den neuen Zahlen, von denen 80% schon in der ersten Untersuchung waren, ein wesentlich anderes Resultat zu finden? Für das relative Altersgesetz bringt er nur eine Tabelle mit seinem Berliner Material. Wir werden zum Schluß der Arbeit nochmals auf diese wie auf die Ergebnisse einiger anderer zurückkommen.

Wenn wir nun die Frage aufwerfen, wie es möglich ist, daß unvoreingenommene Beobachter zu so verschiedenen Ergebnissen kommen, so wollen wir die kleinen Unterschiede des Materials, die in einer Einbeziehung oder Nichteinbeziehung der Totgeborenen, in der Beschränkung auf eine sozial besonders gestellte Teilmasse, in der Ausschließung von Ehen unter einer bestimmten Kinderzahl bestehen, unberücksichtigt lassen, da ein wirklich vorhandener Einfluß sich trotz dieser Verschiedenheiten hätte zeigen müssen. Wir wollen uns nur mit der Methode der Schlußfindung beschäftigen und da müssen wir gegen fast alle Bearbeiter der vorliegenden Frage den Einwand erheben, daß sie zwar um dem Gesetz der großen Zahl zu genügen möglichst große Massen zusammengebracht haben — in der historischen Reihenfolge könnte man beinahe ein „Gesetz der Zunahme des Materials" finden [1]) — aber dann die aus diesem Material nach dem Alter gebildeten Teilmassen als gleichwertig betrachteten, höchstens die gar zu kleinen Massen nach ganz rohem Maßstab ausschieden. Wir werden am Schluß der Arbeit das Material von einigen der besprochenen der Prüfung unterziehen, wie weite Schwankungen nach Maßgabe der Wahrscheinlichkeitsrechnung bei ihm erlaubt waren, und ob diese Schwankungen sich nicht gegenseitig überdecken. Mußten nicht eigentlich die Beobachter schon durch die Tatsache stutzig werden, daß sich die Unterschiede der Sexual-Verhältnisse von Hofacker bis Grünspan je nach den bearbeiteten Massen dauernd vermindert haben.

Auf einen anderen methodischen Fehler haben wir oben schon aufmerksam gemacht. Es sind von fast allen Beobachtern nur die Resultate aus den ganzen Massen betrachtet worden, und es ist nicht der Versuch gemacht, sie nach zeitlichen oder örtlichen Gesichtspunkten zu zerlegen und auch für die so entstandenen Teilmassen die Sexualverhältnisse der Altersgruppen zu prüfen. Stieda und Francke tun es und kommen durch den

[1]) Ob das von verschiedenen geübte Zusammenlegen der Geburten aus ganz verschiedenen Ländern überhaupt statthaft ist, mag unerörtert bleiben.

Widerspruch in den einzelnen Gebieten bezw. Jahren zu dem Schluß, einen Zusammenhang zwischen dem Alter der Eltern und dem Geschlecht der Kinder zu leugnen. Doch auch von ihnen ist dieser Weg nur mehr oder weniger zufällig eingeschlagen worden, sonst hätten sie wohl eine weitergehende Gliederung und systematische Untersuchung aller sich dabei ergebenden Einzelwerte versucht oder empfohlen.

Der Weg der bei derartigen Untersuchungen eingeschlagen werden muß, ist von Lexis in seinen Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungs- und Moral-Statistik vorgezeichnet. Man muß zunächst prüfen, ob die aus zeitlicher Gliederung der Gesamtmasse gewonnenen Einzelwerte jeder Gruppe eine typische Reihe bilden, d. h. sich um einen Mittelwert so verteilen, wie es die Analogie mit einem Zufallspiel erfordert; mit anderen Worten, ob normale Dispersion vorliegt. Wenn das der Fall ist, können wir die Werte für das Geschlechtsverhältnis in der Form: Summe der männlichen div. durch Summe aller Geburten direkt als empirische Werte einer Wahrscheinlichkeit und in der Form: Summe der männlichen durch Summe der weiblichen als eine einfache Funktion einer solchen auffassen, und jeden Satz der Wahrscheinlichkeitstheorie darauf anwenden. Das vorliegende Problem wandelt sich also in die Frage, ob den nach dem Alter der Eltern gegliederten Geburtenteilmassen eine verschiedene Wahrscheinlichkeit für eine Knabengeburt zu Grunde liegt. Bei der Betrachtung der aus den Summen jeder nach dem Alter der Eltern abgeteilten Geburtenmasse empfiehlt sich folgende Untersuchung. Wir bestimmen die von der Größe der Masse abhängigen Grenzen, in die nahezu sämtliche Werte der Wahrscheinlichkeit fallen müssen. Dann können wir direkt sehen, ob die hierdurch gebildeten Gebiete sich nicht gegenseitig wenigstens teilweise überdecken. (Differenz-Methode.) [1])

Noch besser führt die Betrachtung sämtlicher Einzelwerte einer Gliederungsmasse zum Ziele. Sind diese wirklich Näherungswerte nur einer Wahrscheinlichkeit, so müssen sie sich in der der Theorie entsprechenden Art um einen Mittelwert gruppieren. Bei dieser Untersuchung muß allerdings noch eine Voraussetzung erfüllt sein: Die einzelnen Werte müssen möglichst gleich großen Massen entstammen.

Auf diesen beiden Wegen kommen wir in der vorliegenden Arbeit zu dem Schluß, daß sich bei den Geborenen Berlins von 1887 bis 1910 keinerlei Einfluß des Alters der Eltern auf das Geschlecht der Kinder nachweisen läßt.

---

[1]) Forcher, die Statistische Methode als selbständige Wissenschaft, Leipzig 1913 Seite 348.

Nach diesem Gang durch die Literatur über das vorliegende Problem wollen wir an unsere Aufgabe: „Untersuchung über den Einfluß des Alters auf das Geschlechtsverhältnis der Kinder" herantreten. Das Material entstammt den Tabellen über die Bevölkerungsvorgänge Berlins in den Jahren 1887 bis 1910, umfaßt also 24 Jahre mit rund 43000 ehelichen und 7800 unehelichen Geburten jährlich. Stets sind die Totgeburten mitgerechnet. In den Tabellen A und B auf Seite 24—31 ist das Material folgendermaßen geordnet: In der 1. Spalte steht die Anzahl der männlichen, in der 2. die Anzahl der weiblichen Geburten, in der 3. das Verhältnis der männlichen zu allen Geburten, m : (m+w). Das Material ist eingeteilt wie folgt:

A. Die ehelichen insgesamt.

1. Nach dem Alter der Mutter
   - a) bis 20 Jahre
   - b) 21 bis 25 „
   - c) 26 „ 30 „
   - d) 31 „ 40 „
   - e) über 40 Jahre.

2. Nach dem Alter des Vaters
   - a) bis 30 Jahre
   - b) 31 bis 45 Jahre
   - c) über 46 Jahre.

3. Nach dem Alter beider Eltern
   - a) Vater unter 31 Jahre
     1. Mutter unter 26 Jahre
     2. „ 26 bis 31 Jahre
     3. „ über 31 Jahre.
   - b) Vater über 31 bis unter 46 Jahre
     1. Mutter unter 26 Jahre
     2. „ 26 bis 31 Jahre
     3. „ 31 „ 36 „
     4. „ über 36 Jahre.
   - c) Vater über 46 Jahre
     1. Mutter unter 31 Jahre
     2. „ 31 bis 36 Jahre
     3. „ über 36 Jahre

B. Die unehelichen insgesamt.

4. a, b, c, d, e, wie bei den ehelichen nach dem Alter der Mutter.

Für jede Abteilung ist die Summe gezogen und auch aus ihr das Sexualverhältnis berechnet [1]).

Die Ergebnisse sind in Tabelle C (S. 32) zusammengestellt. Für sämtliche ehelichen Geburten ergibt sich 0,514757. Wenn die Mutter unter 21 Jahre alt, so bekommen wir das größte Verhältnis mit 0,521173, bis zum 40. Jahre schwankt es nur unbedeutend um den allgemeinen Wert, um bei mehr als 41 Jahren den tiefsten Stand einzunehmen. Wollte man hieraus den Schluß ziehen, daß in der Jugend die Frau mehr zu einer Knabengeburt neige, mit zunehmendem Alter aber die Wahrscheinlichkeit einer solchen abnähme, so müßte man dasselbe Ergebnis auch bei den unehelichen Geburten antreffen. Hier werden wir aber andere Resultate gewahr. Zwar ist auch hier das Sexualverhältnis der jugendlichen mit 0,514333 höher als das aus sämtlichen unehelichen berechnete (0,512062). Doch wird es gerade noch von dem übertroffen, das wir erhalten, wenn die Mutter älter als 41 Jahre war (0,515208). Die Werte für die dazwischen liegenden Lebensalter der Mutter weichen nur ganz gering von dem aus allen unehelichen Geburten berechneten und unter einander ab. Für einen Einfluß des Alters der Mutter geben unsere Zahlen somit keinen Anhalt.

Wie steht es dagegen mit dem Alter des Vaters. Hier ergibt sich auf den ersten Blick ebenfalls ein Fallen des Geschlechtsverhältnisses mit steigendem Alter. Wir haben die Werte 0,5167, 0,5131 und 0,5123 für den Vater im Alter von unter 31, 31 bis unter 46 und über 46 Jahre; doch sind die Abweichungen so gering, daß die Mutmaßung ausgesprochen werden kann, sie seien nur zufälliger Art. Späterhin wird der genaue Nachweis dafür erbracht werden. Die Berücksichtigung der Lebensalter beider Eltern führt zu folgender Anordnung nach steigendem Sexualverhältnis.

---

[1]) Es ist bisher üblich gewesen, als Sexualverhältnis die Zahl zu bezeichnen, die angibt, wieviel Knabengeburten auf 100 Mädchengeburten fallen. Für die theoretische Behandlung ist jedoch die Zahl bequemer, die angibt, wieviel % Knaben unter allen Geburten sind, oder mit anderen Worten, die Wahrscheinlichkeit, daß eine Geburt eine Knabengeburt ist, und diese Zahl wird hier stets als Sexualverhältnis bezeichnet. Zur Erleichterung des Vergleichs mit anderen Arbeiten seien hier beide Berechnungen gegenübergestellt.

Wenn 100 m : w = 98, so ist m : (m + w) = 0,495
„ 100 m : w = 100, „ „ m : (m + w) = 0,5000
„ 100 m : w = 104, „ „ m : (m + w) = 0,5099
„ 100 m : w = 108, „ „ m : (m + w) = 0,5192
„ 100 m : w = 110, „ „ m : (m + w) = 0,5238

Vater unter 46 Jahre		Mutter über 36 Jahre	0,51143
„ über 31 bis 45 „		„ 31 bis 35 Jahre	0,51168
„ „ 31 „ 45 „		„ über 36 Jahre	0,51286
„ „ 31 „ 45 „		„ 26 bis unter 31 Jahre	0,51288
„ „ 31 „ 45 „		„ unter 26 Jahre	0,51447
Vater unter 31 Jahre		„ unter 26 Jahre	0,51578
„ „ 31 „		„ über 31 Jahre	0,51728
„ „ 31 „		„ 26 bis 31 Jahre	0,51842
Vater über 46 Jahre		„ 31 bis 36 Jahre	0,51851
„ „ 46 „		„ unter 31 Jahre	0,51949

Will man aus dieser Ordnung einen bestimmten Einfluß des Alters herauslesen, so kann es nur folgender sein. Ist der Vater im mittleren Alter (31 bis 46 Jahre), erzeugt er mit Frauen jedweden Alters verhältnismäßig wenig Knaben, nur mit Frauen im Alter von weniger als 26 Jahren ist das Sexualverhältnis ungefähr normal.

Die Frauen in diesem Alter weisen auch mit jüngeren Männern eine Nachkommenschaft im annähernd normalen Verhältnis auf. Die Kinder einer Mutter über 26 Jahre und eines Vaters unter 31 Jahre zeigen einen hohen Knabenüberschuß. Noch höher ist dieser, wenn der Vater schon als alt angesprochen werden muß (über 46 Jahre), es sei denn, daß die Mutter ebenfalls im höheren Alter steht (über 36 Jahre), in welchem Fall das Geschlechtsverhältnis das allerniedrigste ist.

Dies könnte und müßte man aus den Zahlen herauslesen, wenn nicht die Theorie uns Mittel und Wege zeigte, sie auf ihre wirkliche Bedeutung zu prüfen.

Der Gang der Untersuchung führt uns jetzt zur Prüfung der Frage, ob innerhalb dieser Abteilungen normale Dispersion herrscht, d. h. ob die Gruppierung Analogie mit einem Zufallspiel aufweist, und somit die Anwendung der Wahrscheinlichkeitsrechnung rechtfertigt. Wenn auch für das Sexualverhältnis an verschiedenem Material von Lexis [1]) bereits das Vorliegen normaler Dispersion gezeigt ist, so empfiehlt es sich doch, die Untersuchung für unser Material zu wiederholen.

Die Präzision nach der statistischen Methode wird dargestellt durch die Gleichung

$$h = \sqrt{\frac{g}{2v\,(1-v)}}$$

worin g die durchschnittliche jährliche Geburtenzahl der betreffenden Abteilung, v der wahrscheinlichste Wert der Wahrscheinlichkeit für eine Knabengeburt (für eheliche nach unserem Material 0,51476, für uneheliche 0,51206) ist. Da der Nenner konstant ist, so steht die Präzision in

[1]) Lexis, Abhandlungen.

geradem Verhältnis zur Quadratwurzel aus der durchschnittlichen Geburtenzahl jeder Gruppe.

Die Präzision nach der Methode der kleinsten Quadrate (physikalische Methode) geht von ganz anderen Grundlagen aus. Sie geht aus von den Abweichungen vom wahren Werte jeder Abteilung. Es sei δ die Abweichung eines Einzelwertes vom wahren Werte, so ist

$$\sqrt{\frac{[\delta^2]}{n}}$$

der mittlere Fehler der Beobachtungen, wenn ihre Anzahl gleich n ist. Da der wahre Wert nicht bekannt ist, so müssen wir uns begnügen, an seine Stelle den wahrscheinlichsten in jeder Abteilung zu setzen; den dadurch entstandenen Fehler zu verbessern ist, wie theoretisch zu zeigen ist, durch Ersetzung von n durch $n-1$ möglich. Der mittlere Fehler ist also, wenn δ die einzelne Abweichung vom wahrscheinlichsten Wert bedeutet.

$$= \sqrt{\frac{[\delta^2]}{n-1}}$$

Aus dem mittleren Fehler ist es aber leicht, den wahrscheinlichen zu erhalten. Sie unterscheiden sich nur durch einen konstanten Faktor $\varrho \sqrt{2}$, wo ϱ die Konstante 0,4679 bedeutet. Es ist also der wahrscheinliche Fehler r

$$r = \varrho \sqrt{\frac{2[\delta^2]}{n-1}}$$

Der wahrscheinliche Fehler nun steht in enger Beziehung zur Präzision, es ist $h = \frac{\varrho}{r}$ (eine Gleichung, die ebenso gut für den nach der Methode der kleinsten Quadrate wie nach der statistischen gefundenen Wert des wahrscheinlichen Fehlers gilt).

Daraus folgt

$$H^{1}) = \sqrt{\frac{n-1}{2[\delta^2]}}$$

und der wahrscheinliche Fehler nach der physikalischen Methode $R = \frac{\varrho}{H}$.

Die Beziehung nun zwischen der statistischen und physikalischen Präzision, die als Maß der Dispersion dient, ist $Q = \frac{h}{H}$ oder wenn man statt der Präzision den wahrscheinlichen Fehler nimmt, $Q = \frac{R}{r}$.

---

[1]) H bezeichne die Präzision nach der physikalischen Methode, h die nach der statistischen errechnete, entsprechend R und r die wahrscheinlichen Fehler.

In Tabelle E (S. 35) sind für jede Abteilung die Werte für die statistische und physikalische Präzision und für Q berechnet. Wir betrachten zunächst die Spalten 1 bis 4. Wir finden da von der Reihe IIa ab Werte für Q, die nahe an 2 liegen und diese Zahl sogar noch übersteigen. Bei Betrachtung der entsprechenden Tabelle 1 sehen wir auch den Grund dazu. In den Zahlen des Jahres 1891 finden wir für IIa bei verhältnismäßig hohen Grundzahlen den auffallenden Wert 0,5541 und für IIb 0,4858. Ähnliche derart vom Mittel abweichende Werte bringt im Jahre 1891 auch die Abteilung III der Tabelle A, die aber nur niedrige Grundzahlen hat. Wir werden bei Untersuchungen nach dem Alter des Vaters dieses Jahr nicht berücksichtigen.

Auch sehr unwahrscheinliche Verhältnisse sind ja immerhin nicht unmöglich, und eine Reihe von 23 Gliedern kann auch noch nicht genügen zur Berechnung des den normalen Verhältnissen entsprechenden wahrscheinlichen Fehlers. Es sei übrigens daran erinnert, daß das Jahr 1891 durch ungewöhnlich hohe Getreidepreise eine besonders ungünstige Ausnahmestellung einnahm.

Zu der Tabelle über die Dispersion haben wir für die in Betracht kommende Gruppe Q ein zweites Mal ohne das Jahr 1891 (also aus 23 Werten) berechnet. Dann erhalten wir recht zufriedenstellende Werte. Eine hohe Abweichung ergibt sich dann nur noch für IIIa 3. Zur Erklärung mag folgendes dienen. Die Werte von H haben bei der Berechnung aus nur 23 Einzelwerten eine ganz beträchtliche Fehlerquelle. Auch h ist infolge der wechselnden Grundzahl, die aber der Einfachheit halber als dem Mittelwert gleich angenommen werden mußte, einem erheblichen Fehler ausgesetzt. Da nun andererseits auch Werte von Q kleiner als 1 vorkommen, ist die Vermutung gerechtfertigt, daß normale Dispersion vorliegt, und erhebliche Abweichungen nur durch Zufälligkeiten verursacht sind.

Wir dürfen jedenfalls erproben, ob die Werte für das Verhältnis der Knabengeburten zu der Gesamtzahl der Geburten als Näherungswerte einer Wahrscheinlichkeit zu betrachten sind und demnach die Theorie der Wahrscheinlichkeitsrechnung darauf anwendbar ist. Das gilt, sowohl für die aus dem einzelnen Jahre als auch für die aus dem ganzen Zeitraum gewonnenen Zahlen. Wir beginnen mit den letzteren.

Aus der Theorie läßt sich die Wahrscheinlichkeit bestimmen, mit dem die Werte einer Wahrscheinlichkeit innerhalb gewisser Grenzen fallen; oder aber, man kann die Grenzen bestimmen, innerhalb deren die Werte mit einer gesetzten Wahrscheinlichkeit fallen.

Es besteht die Wahrscheinlichkeit $P = \Phi(\gamma)$ dafür, daß ein Wert in die Grenzen $v - \gamma\sqrt{\frac{2v(1-v)}{g}}$ und $v + \gamma\sqrt{\frac{2v(1-v)}{g}}$ $\left(v + (\gamma : h)\right.$ und $\left. v - (\gamma : h)\right)$ fällt, wo $\Phi\gamma$ das Integral

$$= \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_0^{\gamma} e^{-t^2} \, dt \text{ bedeutet.}$$

Bestimmt man nun γ so, daß P nahe 1 wird, — für γ gleich 3 ist $P = 0{,}99998$ so müssen praktisch alle Werte, die dieselbe Grundwahrscheinlichkeit ausdrücken, in diese Strecke fallen. Bestimmt man nun die Grenzen auf diese Weise für alle unsere Abteilungen so, so müssen wir verlangen, daß sie sich überdecken, wenn wir die Schwankungen nur als zufällige betrachten sollen. (Tabelle D, S. 33.) Zur besseren Übersicht ist nach dieser Tabelle eine graphische Darstellung gefertigt, in der der wahrscheinlichste Wert und die Abweichungen nach beiden Seiten aufgetragen sind (S. 34). Die Vorspalte gibt die Gruppe gemäß Tabelle A an. Im Kopfe ist das Sexualverhältnis von links nach rechts steigend durch die Zahl der Knaben unter 1000 Kindern bezeichnet. — Es ist ganz deutlich zu sehen, daß die erlaubten Schwankungen den aus der Gesamtzahl aller Geburten bestimmten Wert die Grundwahrscheinlichkeit einschließen. Wir haben daher gar keine Veranlassung, für irgend eine dieser Gruppen eine andere Grundwahrscheinlichkeit für das Vorkommen einer Knabengeburt anzunehmen. Ein davon tatsächlich abweichendes Sexualverhältnis erhalten wir aus den Totgeborenen Berlins 1907 bis 1910, das ebenfalls beigefügt ist.

Mehr als dieses negative Resultat gibt uns die Betrachtung dieser Tabelle und der graphischen Darstellung nicht. Sie zeigen nur, daß der Annahme einer gemeinsamen Wahrscheinlichkeit nichts im Wege steht.

Wollen wir einen zuverlässigeren Schluß ziehen, so müssen wir uns mit den Werten für das Sexualverhältnis der Gruppen in den einzelnen Jahrgängen beschäftigen. Liegen den Abweichungen vom wahren oder wahrscheinlichsten Werte nur zufällige Ursachen zu Grunde, so müssen sie sich in einer durch die Theorie bestimmten Art um ihn gruppieren. Diese Anordnung wird durch dieselbe Formel bestimmt, die wir oben angewandt haben.

Wenn

$$P = \Phi(\gamma) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_0^{\gamma} e^{-t^2} \, dt$$

die Wahrscheinlichkeit bedeutet, die für das Treffen eines Wertes zwischen

$$v - \frac{\gamma}{h} \text{ und } v + \frac{\gamma}{h} \text{ gilt,}$$

so gibt n P die Anzahl von Werten aus einer Reihe von n Gliedern an, die in die vorgeschriebenen Grenzen wahrscheinlich fallen. Es ergibt sich ferner

$$P_I = \phi(\gamma_I) \pm \qquad P_{II} = \phi(\gamma_{II}) \pm \ldots$$

und $P_I - P_{II}$ = die Wahrscheinlichkeit, daß ein Wert in den Grenzen $v - \frac{\gamma_I}{h}$ bis $v - \frac{\gamma_{II}}{h}$ und $v + \frac{\gamma_I}{h}$ bis $v + \frac{\gamma_{II}}{h}$ liegt und entsprechend $n P_I - n P_{II}$ die wahrscheinlichste Wiederholungszahl eines solchen Ereignisses.

Ob die Grenzen besser mit Hilfe des nach der statistischen oder nach der physikalischen Methode gebildeten h berechnet werden, ist in jedem einzelnen Fall festzustellen. Im allgemeinen gilt die Regel, die statistische Präzision zu nehmen, wenn nicht die physikalische merklich kleiner ist.

Berücksichtigt muß aber werden, daß die Präzision möglichst für alle Werte gleich ist, oder was dasselbe bedeutet, daß die Grundzahlen nicht allzu verschieden sind. Wir können nun wohl unbedenklich die Werte einer Gruppe die Jahre hindurch als mit der gleichen Präzision versehen annehmen, nicht dagegen die Werte verschiedener Gruppen untereinander. Wir werden daher die Einteilung durch Zusammenfassung kleinerer Kategorien zu möglichst gleichmäßigen ändern müssen. Eine zu weit gehende Zusammenfassung wiederum empfiehlt sich nicht, da mit Kleinerwerden von n ganz natürlich n P an Sicherheit verliert. Wir werden also nach dem Alter der Mutter die drei Gruppen, Mutter unter 26, 26 bis unter 31, und über 31 Jahre alt betrachten. Für die bei dieser Gelegenheit entstandenen neuen Gruppen muß auch wieder die Dispersion berechnet werden, wie in Tabelle F geschehen ist. Wir bekommen da als Mittelwert der statistischen Präzisionen 168,8 der physikalischen 156,2. Wir benutzen daher den letzten Wert. Statt des unbekannten wahren Wertes, von dem wir bei Festsetzung der Grenzen ausgehen müssen, nehmen wir den wahrscheinlichsten Wert wie er sich aus der Gesamtzahl der ehelichen Geburten des betrachteten Zeitraums in Berlin ergibt, nämlich 0,5148. Von hieraus bilden wir Gruppen, indem wir diesen Wert selbst als erste betrachten, als Grenze der nächsten 0,5149 und 0,5168, für die positive und 0,5147 und 0,5128 für die negative Seite, oder eine Abweichung bis $\pm$ 0,0019 als folgende eine Abweichung von $\pm$ (0,0020 bis 0,0039) u. s. w. Wenn wir dann die Ziffer 0,5148 zur Hälfte zur positiven, zur Hälfte zur negativen Seite der ersten Gruppe nehmen, können wir sagen, die erste Gruppe enthält die Abweichungen bis $\pm$ 0,00195, die zweite die von $\pm$ (0,00196 bis 0,00395) u. s. w. Wir wollen im folgenden die so gebildeten Gruppen mit den römischen Ziffern I—VIII und mit IX die, die eine Abweichung von mehr als 0,01595 aufweisen, bezeichnen. Für die Einteilung nach dem Alter der Mutter gruppieren sich die 72 Werte folgendermaßen:

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
pos.	11	11	4	4	3	—	—	1	—
neg.	11	10	10	3	3	1	—	—	—
Sum.	22	21	14	7	6	1	—	—	—

Diese Werte müssen verglichen werden mit den theoretisch gefundenen.

Es ist $h = 156{,}2$, $\delta_I = 0.00195$ $\delta_{II} = 0.00395$ . . . .

$\gamma = h \cdot \delta$

$\gamma_I = 156{,}2 \cdot 0.00195$ etc.

$P_I = \Phi(\gamma_I)$ $P_{II} = \Phi(\gamma_{II})$ . . .

Die wahrscheinlichsten Wiederholungszahlen sind hier dann

$n P_I$, $n(P_{II} - P_I)$, $n(P_{III} - P_{II})$ . . .; $n = 72$.

Wir erhalten auf diese Weise:

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
Theorie	24	20,4	13,1	8,7	3,7	1,5	0,4	0,1	0,004
n. d. Beobachtung	22	21	14	7	6	1	—	1	—

Schon so ist zu erkennen, daß die beiden Reihen ziemlich genau miteinander übereinstimmen. Noch deutlicher wird das, wenn wir je zwei Gruppen zusammenfassen. Wir erhalten:

	I + II	III + IV	V + VI	VII + VIII	IX
Beobachtung	43	21	7	1	—
Theorie	44	22	5,2	0,5	0,0

Wir ersehen hieraus also deutlich, daß die beobachteten Werte der Wahrscheinlichkeit einer Knabengeburt unbeeinflußt von dem Alter der Mutter sich fast genau in der von der Theorie verlangten Art um den Mittelwert 0,5148 gruppieren.

Das Alter der Mutter ist also ohne Einfluß auf das Sexualverhältnis der Kinder. Wie ist es mit dem Alter des Vaters? Auch bei der Gruppierung aus dieser Tabelle müssen wir eine Zusammenlegung vornehmen, da wir sonst Werte aus etwa 1000 Beobachtungen mit solchen aus 22 000 zusammen verwerten müssen. Dadurch bekommen wir allerdings, da das Jahr 1891 bei Gruppierung nach dem Alter des Vaters nicht mitbetrachtet werden soll, nur 46 Werte. Wir erhalten je 23 Geschlechtsverhältnisse für den Vater im Alter bis zu 31 Jahren und darüber und bekommen in jeder der obigen Abweichungsgruppen bei einer Präzision (physikalisch) von 171,2:

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
Beobacht.	18	18	4	4	1	1	—	—	—
Theorie	16,7	13,6	8,8	4,4	1,8	0,5	0,2	—	—

Die ersten Gruppen sind in der Beobachtung stärker vertreten als die theoretisch gefundenen Zahlen angeben, d. h. die Werte gruppieren

sich enger um ihren Mittelwert als es in einer unabhängigen Beobachtung eigentlich sein sollte. Vergleichen wir sie nun mit den bei Zuhilfenahme der statistischen Präzision gefundenen Besetzungszahlen. Präzision 201,5.

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
Beobacht.	18	18	4	4	1	1	—	—	—
Theorie	19,3	14,7	8,3	3,2	0,5	0,2	—	—	—

Wenn wir nun wieder je 2 Werte zusammenfassen, ist die Übereinstimmung in Anbetracht der geringen Zahl von nur 46 Werten recht gut.

	I + II	III + IV	V + VI	VII + VIII	IX
Beobacht.	36	8	2	—	—
Theorie	34,0	11,5	0,7	—	—

Die erste Gruppe ist auch jetzt noch in der Beobachtung etwas stärker als in der Theorie besetzt. Der an sich daraus mögliche Schluß, daß jeder Wert durch Kombination von Werten aus verschiedenen Grundwahrscheinlichkeiten, die in dem verschiedenen Alter des Vaters innerhalb jeder der beiden Gruppen ihre Ursache haben, entstanden ist, und dadurch ihre schärfere Zusammenziehung um den wahrscheinlichsten Wert zu erklären ist (Theorem von Poisson) ist aus folgendem Grunde unrichtig. Es könnte wohl sein, daß die Wahrscheinlichkeit einer Knabengeburt bei den Altersklassen von Vätern unter und über 31 Jahren einen gemeinsamen Durchschnittswert zeigen und sich im Sinne der Fehlertheorie um ihn gruppieren, der sich bei Auflösung in engere Altersstufen als verschieden ergäbe, z. B. unter 25 Jahren und über 46 einen anderen Wert hätte. Die unbedingte Voraussetzung wäre dann aber, daß alle Werte unter 31 einerseits und über 31 andererseits eine konstante Zusammensetzung ihren in Betracht kommenden Bestandteilen nach dem Alter des Vaters aufwiesen. Für die Gruppe Vater über 31 ist es aber bestimmt nicht der Fall, wie aus Tabelle I hervorgeht. Die darin getrennt aufgeführte Altersgruppe II c bildet von der größeren Gruppe II b u. II c, wie wir sie hier betrachten, einen Bestandteil, der zwischen $^1/_{16}$ und $^1/_{10}$ schwankt. Nicht aus unserer Tabelle, wohl aber aus dem ursprünglichen Material ist zu ersehen, daß auch die Zusammensetzung der Gruppe II a nach dem Alter ganz verschieden in den einzelnen Jahren ist. Ein Schluß auf verschiedene Grundwahrscheinlichkeit einer Knabengeburt je nach dem Alter des Vaters auf Grund des Poisson'schen Theorems ist also nicht möglich. Die schärfere Zusammenfassung um den Mittelwert ist nur als eine Zufälligkeit infolge der sehr geringen Anzahl von Werten zu erklären.

Nachdem so der Nachweis geführt ist, daß das absolute Alter von einem der Eltern keinen Einfluß auf das Geschlecht der Kinder ausübt, ist von vornherein auch der Schluß wahrscheinlich, daß auch die Kom-

binationen der Alter beider einen derartigen Einfluß nicht hat. Trotzdem wollen wir auch an diesen Gruppen die Prüfung vornehmen.

1. Vater unter 31, Mutter unter 26, 26 bis unter 31 über 31 Jahre. 69 Werte, Präzision 90,4.

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
Beobacht.	17	9	10	11	6	4	2	3	7
Theorie	13,6	13,0	11,5	9,6	7,4	5,3	3,6	2,3	2,8
Zusammengefaßt									
Beobacht.	26		21		10		5		7
Theorie	26,6		21,1		12,7		5,9		2,8

Die kleineren Fehler treten hier genau in der theoretisch geforderten Anzahl auf. Die mittleren sind etwas weniger, die größten etwas stärker als theoretisch verlangt vertreten. Das findet seine Erklärung in der in diesen Gruppen reichlich verschiedenen Präzisionen. (Grundzahlen von 1800 bis 9000).

2. Vater über 31 bis unter 46 Jahre, Mutter unter 26 bis unter 31, 31 bis unter 36, über 36 Jahre alt. 92 Werte, Präzision 78,4.

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
Beobacht.	18	13	12	14	12	5	5	6	7
Theorie	15,8	15,4	13,9	12,2	9,9	7,7	5,7	4,2	7,1
Zusammengefaßt									
Beobacht.	31		26		17		11		7
Theorie	31,2		26,1		17,6		9,9		7,1

3. In der nächsten Gruppe, Vater über 46, Mutter unter 31, 31 bis unter 36 über 36 Jahre müssen wir wegen der gar zu niedrigen Präzision von 28,8 die Abweichungsgrenzen der Gruppen weiter fassen. Wir vervierfachen sie, sodaß wir für I $\pm$ 0,00795, II zwischen $\pm$ (0,00796 und 0,01595) bekommen. 69 Werte.

	I	II	III	IV	V	VI	VII
Beobacht.	11	15	18	9	5	4	7
Theorie	14,5	13,8	13,7	9,5	7,1	4,9	7,4
Zusammengefaßt							
Beobacht.	26		27		9		7
Theorie	28,3		23,2		12		7,4

Die unehelichen betrachten wir in drei Gruppen nach dem Alter der Mutter. Mutter unter 26, 26 bis unter 31 und über 31 Jahre. Wir erhalten 72 Werte mit einer Präzision von 74,9. Die Abweichungsgrenzen sind hier wieder dieselben wie bei den ersten Untersuchungen. Wir erhalten

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
Beobacht.	10	16	10	8	8	4	7	1	8
Theorie	11,8	11,4	10,4	9,2	7,4	6,3	4,6	3,5	6,7

	I + II	III + IV	V + VI	VII + VIII	IX
Beobacht.	26	18	12	8	8
Theorie	23,2	19,6	13,7	8	6,7

Damit darf wohl der Beweis als geführt angesehen werden, daß weder das absolute noch das relative Alter der Eltern einen Einfluß auf das Geschlecht ihrer Nachkommen hat, wenn auch in einzelnen Jahren auffallend große Abweichungen vom Mittelwerte vorliegen.

Zum Schluß wollen wir das Material einiger, die zu einem von unserem abweichenden Resultat gekommen sind, nach der Differenz-Methode nachprüfen. Hofacker fand für

Gruppe I	den jüngeren Vater bei	568	Geb. ein	S. V. von	0,4754
„ II	gleich alte Eltern	„ 145	„	„ „ „ „	0,4827
„ III	den älteren Vater	„ 1283	„	„ „ „ „	0,5418

Wenn wir wie oben bei unserem Material die Grenzen bestimmen, innerhalb derer bei der gegebenen Geburtenzahl die Wahrscheinlichkeit fallen muß, so bekommen wir

für Gruppe I	0,3853 und	0,5655
„ „ II	0,3066 „	0,6588
„ „ III	0,4820 „	0,6000

Wir sehen also, daß sich die durch diese Grenzen bestimmten Räume gegenseitig zum größten Teil überdecken, so daß die für eine kleinere Gruppe bestimmten Grenzen die für die größeren geltenden einschließen, und infolgedessen ist der Schluß auf einen Einfluß des Alters nicht gerechtfertigt. Wir sehen ferner, daß Massen von dieser geringen Größe überhaupt nicht im Stande sind, Auskunft zu geben. Da Sadler und Göhlert nicht viel größere Zahlen haben, können wir gleich auf Legoyt kommen und seine größere Tabelle betrachten. Sie zeigt, wenn v das wahrscheinlichste Sexualverhältnis, g die Geburten und v_1 und v_2 die Grenzen bedeuten

für	g	v	v_1	v_2
Vater älter	6547	0,4936	0,4674	0,5198
Vater u. Mutter gleich alt	3202	0,5054	0,4679	0,5429
Vater jünger	42562	0,5108	0,5006	0,5210

Also auch hier sehen wir, daß die Differenzen nicht so groß sind, wie sie der Masse des Materials entsprechend sein müßten, um den Schluß auf verschiedene Wahrscheinlichkeiten zuzulassen.

Grünspan hat die Geborenen Berlins 1878 bis 1905 nach 5 jährigen Altersklassen der Eltern eingeteilt, und leitet daraus ein absolutes Alters-

gesetz für den Einfluß des Vaters ab. Wir erhalten aus seinen Tabellen bei einem Vater im Alter von

	g	v	v_1	v_2
bis 24 Jahre	79369	0,5285	0,5209	0,5361
25 „ 29 „	366549	0,5177	0,5142	0,5212
30 „ 34 „	352546	0,5122	0,5084	0,5158
35 „ 39 „	219196	0,5102	0,5056	0,5148
40 „ 44 „	106141	0,5055	0,4991	0,5119
45 „ 49 „	39369	0,5075	0,4968	0,5182
über 49 „	17139	0,5073	0,4911	0,5235

Mit Ausnahme der in der ersten Zeile enthaltenen, überdecken sie sich gegenseitig alle. Wir wollen uns die Gruppe Vater unter 24 Jahre etwas näher an der Hand der von Grünspan mitgeteilten absoluten Zahlen für die einzelnen Jahre ansehen, und finden ganz auffallende Verhältnisse in den Jahren 1884, 1886 und in dem schon bei unserer Arbeit aufgefallenen Jahre 1891:

	m	w	v
1884	1131	566	0,6664
1886	1307	635	0,6730
1891	1665	836	0,6657

Hätte Grünspan die Dispersion berechnet, so hätte er gefunden, daß bei Einbeziehung dieser Jahre die statistische Präzision, die nach der Methode der kleinsten Quadrate berechnete bedeutend übertrifft, daß daher dem Durchschnittswert nicht mehr der Charakter eines typischen Mittels zugesprochen werden kann. Wenn also ein Schluß auf Verursachung überhaupt gezogen werden soll, so müssen diese Jahre ausgelassen werden. Wir erhalten alsdann g = 73229 v = 0, 5168 mit den Grenzen 0,5090 und 0,5246. Damit wird das absolute Altersgesetz Grünspans hinfällig. Zur Nachprüfung des relativen Altersgesetzes diene folgende Tabelle:

Der Vater ist		g	v	v_1	v_2
älter	23 u. mehr J.	3880	0,5108	0,4767	0,5449
	18 bis 22 J.	10051	0,5114	0,4902	0,5326
	13 bis 17 J.	37347	0,5082	0,4972	0,5192
	8 bis 12 J.	124357	0,5073	0,5018	0,5129
	3 bis 7 J.	428863	0,5099	0,5066	0,5132
	0 bis 2 J.	452876	0,5180	0,5148	0,5212
jünger	0 bis 2 J.				
	3 bis 7 J.	91689	0,5224	0,5154	0,5294
	8 bis 12 J.	11876	0,5246	0,5052	0,5440
	13 u. mehr J.	1373	0,5345	0,4773	0,5917

Hier scheint tatsächlich eine größere Differenz vorzuliegen. Die Grenzen in den Zeilen Vater 2 Jahr jünger bis 2 Jahr älter, und

Vater 3 bis 7 Jahr älter, entsprechen sich nicht. Da durch den relativen Altersunterschied der Ehegatten aber auch soziale Klassen getrennt werden, indem bei sozial besser gestellten der Unterschied größer ist, so können sich unter dem relativen Altersgesetz Grünspans auch ganz andere Ursachen verstecken.

Den einen Schluß sind wir aber zu ziehen berechtigt. Weder unser Material noch das der anderen Bearbeiter des Themas gibt uns Veranlassung, dem absoluten Alter der Eltern einen Einfluß einzuräumen. Die Frage des Einflusses des relativen Alters scheint dagegen noch nicht völlig geklärt zu sein.

Tabelle A: Die ehelichen Geburten in Berlin von 1887 bis 1910.

	Summe aller Geburten			Aufgeteilt nach dem Alter der Mutter					
				Mutter unter 21			Mutter 21 bis unter 26		
	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$
1887	21735	20735	0,5135	673	577	0,5384	5164	4963	0,5099
8	22395	20849	0,5179	630	645	0,4941	5404	5092	0,5148
9	22519	21602	0,5104	753	675	0,5273	5678	5330	0,5158
1890	22898	21515	0,5156	725	758	0,4888	5799	5551	0,5109
1	23743	22543	0,5129	803	656	0,5504	6225	5974	0,5103
2	23314	21924	0,5154	782	762	0,5064	6220	5640	0,5252
3	22548	21463	0,5123	787	696	0,5307	5741	5569	0,5076
4	21806	20787	0,5124	758	687	0,5246	5641	5317	0,5148
5	21302	20268	0,5125	822	666	0,5524	5525	5295	0,5106
6	21757	20507	0,5148	846	829	0,5051	5724	5488	0,5105
7	22062	20765	0,5151	952	830	0,5342	6140	5778	0,5152
8	22014	21020	0,5115	997	829	0,5460	6292	6123	0,5068
9	22158	20870	0,5149	1021	923	0,5252	6684	6328	0,5136
1900	22593	21241	0,5154	969	983	0,4964	6827	6544	0,5106
1	22957	21289	0,5189	1082	933	0,5370	7311	6722	0,5210
2	22346	20984	0,5157	1033	948	0,5212	6823	6487	0,5126
3	21684	20060	0,5194	951	910	0,5111	6624	6032	0,5234
4	21756	20363	0,5130	995	935	0,5156	6636	6397	0,5090
5	21982	20649	0,5156	1105	1018	0,5205	6566	6097	0,5185
6	22584	21386	0,5138	1251	1171	0,5165	6851	6494	0,5134
7	22214	20689	0,5178	1271	1132	0,5289	6906	6506	0,5148
8	21222	19900	0,5161	1243	1177	0,5136	6869	6181	0,5264
9	19603	18505	0,5144	1130	1089	0,5092	6360	5880	0,5196
1910	18738	17487	0,5173	1116	1022	0,5220	6017	5601	0,5179
Sa.	527930	497660	0,514757	22695	20851	0,521173	150027	141389	0,514821

Lebendgeborene, aufgeteilt nach dem Alter der Mutter.

	Mutter: 26 bis unter 31			31 bis unter 41			über 41		
	m	w.	$\frac{m}{m+w}$	m	w.	$\frac{m}{m+w}$	m	w.	$\frac{m}{m+w}$
1887	7143	6793	0,5126	7978	7498	0,5155	805	758	0,5119
8	7477	6967	0,5176	8172	7429	0,5239	766	719	0,5158
9	7502	7143	0,5122	7885	7450	0,5141	701	804	0,4657
1890	7661	7300	0,5120	7945	7339	0,5198	765	745	0,5066
1	8075	7547	0,5157	7960	7568	0,5126	778	726	0,5173
2	7839	7372	0,5153	7703	7472	0,5076	769	768	0,5004
3	7704	7180	0,5121	7498	7248	0,5084	716	770	0,4819
4	7349	7003	0,5121	7291	7092	0,5069	755	668	0,5305
5	7186	6789	0,5142	7057	6849	0,5075	734	679	0,5195
6	7276	6718	0,5162	7215	6803	0,5147	718	685	0,5118
7	7121	6752	0,5133	7220	6793	0,5152	635	621	0,5151
8	7056	6592	0,5170	7064	6876	0,5067	612	609	0,5012
9	6902	6497	0,5152	6924	6621	0,5112	639	598	0,5166
1900	7307	6658	0,5219	6851	6427	0,5159	643	615	0,5111
1	7245	6622	0,5224	6736	6459	0,5105	603	562	0,5176
2	7242	6861	0,5134	6638	6130	0,5199	618	558	0,5255
3	7202	6669	0,5192	6313	5916	0,5162	607	547	0,5260
4	7357	6816	0,5190	6214	6006	0,5085	564	518	0,5213
5	7462	7006	0,5094	6250	5948	0,5124	615	592	0,5095
6	7579	7107	0,5161	6318	6050	0,5108	575	576	0,4996
7	7269	6805	0,5175	6217	5789	0,5168	572	544	0,5125
8	6697	6427	0,5103	5922	5619	0,5131	506	520	0,4932
9	5978	5881	0,5041	5655	5186	0,5216	490	483	0,5036
1910	5841	5468	0,5291	5362	5005	0,5172	422	420	0,5012
Sa.	173470	162973	0,515600	166388	157573	0,513605	15608	15085	0,508519

aufgeteilt nach dem Alter des Vaters.

	unter 31			31 bis unter 46			über 46		
	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$
1887	9094	8583	0,5125	11834	11103	0,5159	887	892	0,4986
8	9662	9022	0,5171	11754	11013	0,5163	979	814	0,5460
9	10083	9539	0,5138	11544	11151	0,5086	892	912	0,4944
1890	10312	9862	0,5111	11623	10853	0,5171	963	800	0,5463
1	11067	8905	0,5541	11851	12538	0,4858	825	1100	0,4286
2	10928	10075	0,5203	11487	10986	0,5111	899	863	0,5102
3	10512	10386	0,5030	11207	10233	0,5227	829	844	0,4956
4	10168	9470	0,5178	10805	10491	0,5074	833	786	0,5145
5	9833	9361	0,5123	10675	10192	0,5116	794	711	0,5276
6	10003	9544	0,5117	10928	10217	0,5168	826	746	0,5077
7	10587	9801	0,5193	10687	10217	0,5112	788	747	0,5134
8	10633	10124	0,5123	10625	10185	0,5106	756	711	0,5153
9	11013	10222	0,5186	10428	9964	0,5116	717	684	0,5118
1900	11424	10733	0,5156	10455	9834	0,5153	714	674	0,5144
1	11888	10908	0,5214	10370	9769	0,5188	699	612	0,5332
2	11560	10823	0,5165	10112	9503	0,5156	674	658	0,5160
3	11176	10318	0,5221	9790	9136	0,5174	618	606	0,5050
4	11407	10951	0,5102	9685	9133	0,5148	664	579	0,5342
5	11682	10942	0,5164	9638	9152	0,5129	662	555	0,5440
6	12098	11430	0,5142	9861	9375	0,5126	605	560	0,5193
7	11901	11246	0,5141	9738	8863	0,5235	575	580	0,4978
8	11475	10707	0,5173	9189	8655	0,5149	558	533	0,5114
9	10398	9877	0,5131	8700	8153	0,5162	505	475	0,5153
1910	9880	9228	0,5171	8339	7780	0,5173	519	479	0,5199
Sa.	258814	242057	0,516727	251325	238496	0,513096	17781	16921	0,512391

aufgeteilt nach dem Alter beider Eltern.

	Vater unter 31 — Mutter: unter 21			21 bis unter 31			über 31		
	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$
1887	4568	4200	0,5210	3597	3462	0,5096	859	921	0,4826
8	4640	4390	0,5127	3885	3451	0,5156	1137	939	0,6060
9	5017	4731	0,5147	3969	3756	0,5138	1097	1052	0,5104
1890	5105	4900	0,5102	4103	3792	0,5197	1104	1170	0,4854
1	5508	4890	0,5297	4354	3256	0,5721	1205	759	0,6136
2	5490	4998	0,5234	4287	4025	0,5160	1151	1052	0,5224
3	5135	4964	0,5084	4219	3909	0,5178	1158	1513	0,4336
4	5042	4664	0,5195	3994	3755	0,5154	1132	1051	0,5185
5	4939	4708	0,5120	3757	3589	0,5114	1137	1064	0,5166
6	5132	5010	0,5060	3898	3558	0,5228	973	976	0,4992
7	5716	5301	0,5188	3748	3541	0,5142	1121	959	0,5389
8	5800	5540	0,5115	3730	3603	0,5087	1103	981	0,5293
9	6210	5703	0,5212	3756	3484	0,5188	1047	1035	0,5028
1900	6315	6145	0,5068	4015	3682	0,5216	1094	906	0,5470
1	6816	6223	0,5228	4029	3664	0,5238	1043	1021	0,5054
2	6469	6063	0,5165	4078	3841	0,5150	1013	919	0,5243
3	6181	5722	0,5192	4120	3653	0,5300	975	943	0,5083
4	6293	6064	0,5093	4123	3912	0,5129	991	975	0,5040
5	6394	5923	0,5191	4121	4047	0,5045	1167	972	0,5456
6	6815	6435	0,5143	4272	3994	0,5168	1011	1001	0,5025
7	6797	6414	0,5145	4093	3875	0,5137	1011	957	0,5137
8	6638	6142	0,5195	3747	3645	0,5029	974	902	0,5192
9	6167	5826	0,5142	3311	3229	0,5063	920	822	0,5281
1900	5769	5500	0,5119	3203	2979	0,5181	908	749	0,5480
Sa.	138956	130456	0,515775	98409	87702	0,518415	25331	23639	0,517276

[illegible] Tabelle [illegible]. Die ehelichen Geburten in Berlin von 1887 bis 1910 aufgeteilt nach dem Alter beider Eltern.

	Vater 31 bis unter 46 — Mutter:								
	unter 26			26 bis unter 31			31 bis unter 36		
	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$
1887	1344	1311	0,5062	3419	3235	0,5139	4026	3681	0,5224
8	1356	1298	0,5109	3348	3223	0,5096	4138	3648	0,5314
9	1392	1243	0,5276	3436	3293	0,5106	3821	3684	0,5091
1890	1390	1300	0,5167	3463	3242	0,5166	3835	3643	0,5128
1	1492	1770	0,4573	3531	4108	0,4630	3930	3871	0,5038
2	1460	1388	0,5127	3488	3162	0,5276	3853	3870	0,4988
3	1467	1277	0,5346	3402	3189	0,5162	3812	3762	0,5034
4	1326	1314	0,5023	3253	3152	0,5079	3609	3531	0,5055
5	1346	1221	0,5243	3362	3032	0,5243	3491	3446	0,5032
6	1408	1276	0,5246	3297	3093	0,5160	3619	3405	0,5153
7	1355	1239	0,5224	3289	3125	0,5128	3586	3481	0,5074
8	1378	1403	0,4955	3219	2937	0,5229	3677	3492	0,5129
9	1467	1323	0,5258	3028	2941	0,5075	3587	3424	0,5116
1900	1400	1338	0,5113	3119	2926	0,5160	3452	3188	0,5122
1	1536	1395	0,5241	3149	2875	0,5227	3372	3286	0,5065
2	1346	1345	0,5002	3100	2944	0,5129	3318	3071	0,5194
3	1370	1198	0,5336	3015	2921	0,5080	3120	2918	0,5167
4	1298	1254	0,5086	3125	2830	0,5248	3088	2955	0,5110
5	1222	1178	0,5092	3058	2801	0,5219	3115	2993	0,5100
6	1263	1202	0,5124	3227	3047	0,5143	3225	3080	0,5115
7	1337	1188	0,5295	3116	2846	0,5226	3270	3051	0,5173
8	1308	1171	0,5276	2884	2789	0,5138	3073	3001	0,5059
9	1250	1108	0,5301	2611	2589	0,5021	2996	2754	0,5210
1910	1162	1095	0,5148	2568	2406	0,5163	2831	2587	0,5191
Sa.	32673	30835	0,514471	76487	72646	0,512878	83745	79922	0,511679

Noch Tabelle A. Die ehelichen Geburten in Berlin von 1887 bis 1910
aufgeteilt nach dem Alter beider Eltern.

	Vater 31 bis unter 46 Mutter über 35			Vater über 46 Mutter: unter 31			Vater über 46 31 bis unter 36			Vater über 46 über 36		
	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$
1887	3045	2886	0,5134	143	115	0,5050	203	216	0,4851	541	561	0,4909
8	2912	2844	0,5039	137	118	0,5372	205	186	0,5243	637	510	0,5506
9	2895	2931	0,4969	133	102	0,5659	223	203	0,5234	536	607	0,4689
1890	2935	2668	0,5238	117	117	0,5000	238	161	0,5964	608	522	0,5446
1	2898	2789	0,5096	107	145	0,4246	207	236	0,4676	511	719	0,4154
2	2686	2576	0,5104	133	111	0,5454	197	208	0,4864	569	544	0,5112
3	2526	2005	0,5553	109	105	0,5093	180	169	0,5159	540	570	0,4864
4	2617	2494	0,5120	121	107	0,5307	168	171	0,4956	544	508	0,5171
5	2496	2493	0,5003	109	94	0,5369	160	166	0,4908	525	451	0,5379
6	2604	2433	0,5170	88	91	0,4916	164	149	0,5240	574	506	0,5315
7	2457	2372	0,5088	92	103	0,4718	174	151	0,5354	522	493	0,5143
8	2351	2353	0,4998	109	89	0,5505	143	170	0,4568	504	452	0,5272
9	2383	2146	0,5264	78	92	0,4588	133	144	0,4801	504	438	0,5350
1910	2484	2293	0,5200	94	99	0,4870	163	146	0,5275	457	429	0,5158
1	2313	2213	0,5110	96	93	0,5080	147	150	0,4950	456	369	0,5525
2	2348	2143	0,5228	99	91	0,5210	156	137	0,5324	419	430	0,4935
3	2285	2099	0,5212	92	91	0,5026	125	153	0,4496	401	362	0,5256
4	2174	2094	0,5094	126	78	0,6176	146	128	0,5328	392	373	0,5123
5	2243	2180	0,5071	100	85	0,5405	129	109	0,5420	433	355	0,5481
6	2146	2046	0,5119	106	90	0,5408	123	109	0,5302	381	360	0,5142
7	2138	2290	0,4828	89	90	0,4972	120	120	0,5000	366	370	0,4973
8	1870	1849	0,5028	90	81	0,5264	115	114	0,5022	356	358	0,4986
9	1843	1702	0,5199	74	82	0,4744	120	108	0,5263	311	285	0,5218
1910	1778	1692	0,5124	77	61	0,5580	140	109	0,5643	303	309	0,4951
Sa.	58527	55591	0,512864	2519	2330	0,519489	3879	3604	0,518514	11390	10881	0,511427

Tabelle B: Die ehelichen Geburten in Berlin von 1887 bis 1910
aufgeteilt nach dem Alter der Mutter.

	Summe			unter 21			21 bis unter 26		
	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$
1887	3149	3130	0,5016	721	695	0,5092	1325	1367	0,4922
8	3240	3035	0,5151	701	670	0,5113	1390	1279	0,5208
9	3357	3122	0,5183	803	664	0,5473	1367	1312	0,5103
1890	3117	3032	0,5053	710	692	0,5064	1307	1255	0,5102
1	3433	3244	0,5141	816	741	0,5144	1445	1400	0,5078
2	3367	3379	0,4991	842	805	0,5112	1414	1385	0,5052
3	3437	3393	0,5032	912	872	0,5112	1379	1374	0,5009
4	3401	3133	0,5205	918	856	0,5175	1418	1239	0,5337
5	3481	3419	0,5045	953	916	0,5099	1428	1403	0,5044
6	3832	3740	0,5061	1107	1074	0,5076	1578	1488	0,5147
7	4014	3954	0,5038	1143	1096	0,5105	1722	1665	0,5084
8	4202	3844	0,5220	1169	1110	0,5198	1786	1685	0,5204
9	3995	3751	0,5158	1175	1102	0,5160	1713	1573	0,5213
1900	3898	3778	0,5078	1099	1056	0,5100	1673	1646	0,5041
1	4043	3779	0,5170	1195	1115	0,5173	1732	1628	0,5155
2	3996	3778	0,5140	1144	1118	0,5058	1709	1621	0,5129
3	4020	3688	0,5216	1211	1139	0,5153	1651	1507	0,5228
4	4216	3997	0,5134	1311	1207	0,5206	1716	1646	0,5103
5	4438	4114	0,5189	1389	1261	0,5242	1764	1704	0,5082
6	4771	4571	0,5107	1596	1447	0,5245	1928	1885	0,5056
7	5038	4754	0,5145	1598	1583	0,5024	2106	1979	0,5155
8	5009	4749	0,5133	1625	1578	0,5073	2132	1985	0,5178
9	4848	4605	0,5129	1653	1510	0,5226	1966	1967	0,4999
1910	4855	4685	0,5089	1588	1546	0,5067	2033	1965	0,5085
Sa.	95157	90674	0,512062	27379	25853	0,514333	39682	37958	0,511103

Noch Tabelle B. Die unehelichen Geburten in Berlin von 1887 bis 1910
aufgeteilt nach dem Alter der Mutter.

	26 bis unter 31			31 bis unter 41			über 41 Jahre		
	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$	m	w	$\frac{m}{m+w}$
1887	662	601	0,5241	403	376	0,5174	38	31	0,5507
8	661	664	0,4988	447	385	0,5348	41	33	0,5540
9	729	688	0,5146	423	410	0,5077	34	49	0,4097
1890	690	701	0,4961	382	350	0 5218	28	34	0,4516
1	723	687	0,5127	416	387	0,5180	33	29	0,5032
2	701	751	0,4828	378	407	0,4816	32	31	0,5079
3	664	700	0,4860	450	413	0,5214	32	34	0,4848
4	646	639	0,5027	384	364	0,5134	35	35	0,5000
5	649	637	0,5047	423	426	0,4982	28	37	0,4308
6	689	694	0,4982	429	454	0,4857	29	30	0,4915
7	711	749	0,4870	412	413	0,4994	26	31	0,4561
8	730	596	0,5506	468	416	0,5283	49	36	0,5765
9	692	650	0,5156	374	393	0,4876	41	33	0,5545
1900	707	649	0,5214	391	385	0,5039	28	42	0,4000
1	659	646	0,5050	421	353	0,5440	36	37	0,4933
2	656	644	0,5046	424	373	0,5320	40	22	0,6452
3	695	619	0,5289	399	391	0,5061	41	32	0,5616
4	733	688	0,5158	414	422	0,4952	42	34	0,5789
5	778	705	0,5246	470	410	0,5341	37	31	0,5441
6	775	731	0,5146	435	480	0,4754	37	28	0,5692
7	837	732	0,5335	457	429	0,5158	40	31	0,5634
8	740	705	0,5121	457	432	0,5141	47	49	0,4896
9	745	683	0,5217	451	415	0,5208	33	30	0,5238
1910	711	723	0,4958	486	417	0,5442	37	34	0,5211
Sa.	16983	16282	0,510537	10194	9701	0,512390	864	813	0,515208

Tabelle C. Summe der Geborenen in Berlin von 1887 bis 191 und ihre Sexualverhältnisse.

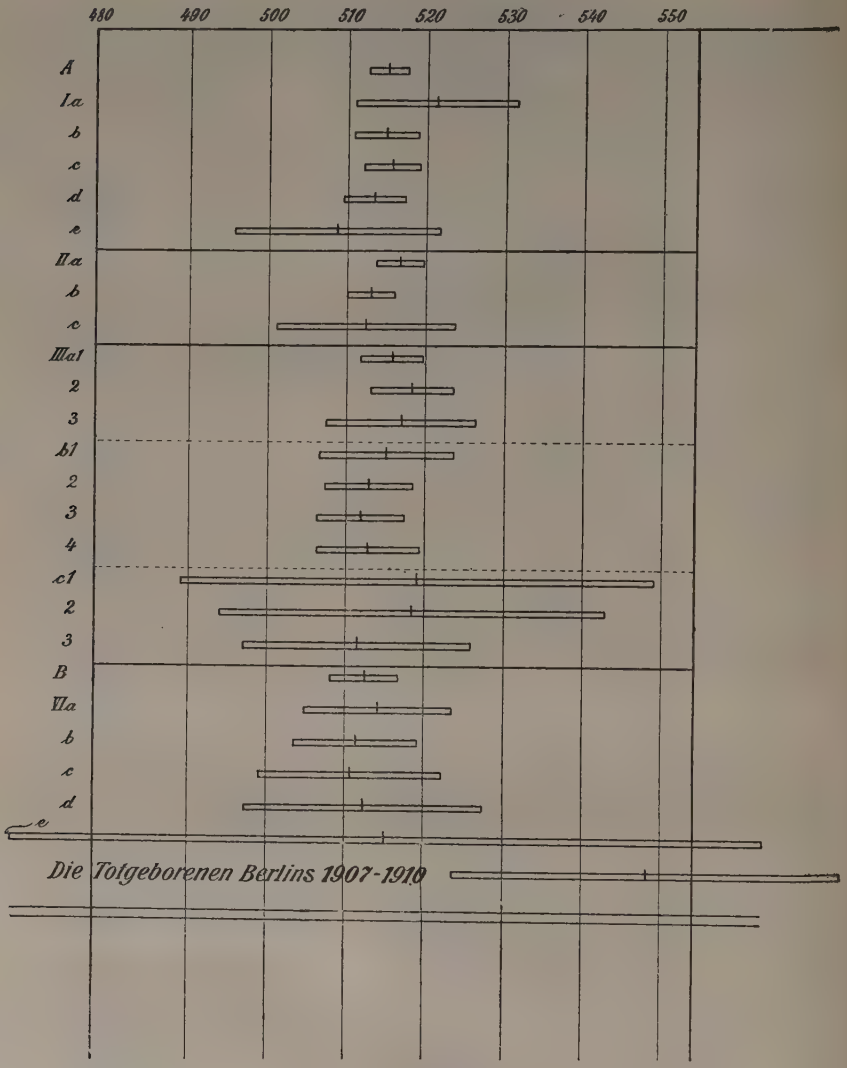
	m	w	m + w	$\frac{m}{m+w}$
Eheliche				
Summe	527930	497660	1025590	0,5147
I a) Mutter unter 21 . . .	22695	20851	43546	0,5211
b) „ 21—26	150027	141389	291416	0,5148
c) „ 26—31	173470	162973	336443	0,5156
d) „ 31—41	166388	157573	323961	0,5136
e) „ über 41 . . .	15608	15085	30693	0,5085
II a) Vater unter 31	258814	242057	500871	0,5167
b) „ 31—46	251325	238496	489821	0,5130
c) „ über 46	17781	16921	34702	0,5123
III a) Vater unter 31				
1. Mutter unter 26 .	138956	130456	269412	0,5157
2. „ 26—31 . .	94409	87702	182111	0,5184
3. „ über 31 . .	25331	23639	48970	0,5172
b) Vater 31—46				
1. Mutter unter 26 .	32673	30835	63508	0,5144
2. „ 26—31 . .	76487	72646	149133	0,5128
3. „ 31—36 . .	83745	79922	163676	0,5116
4. „ über 36 . .	58527	55591	114118	0,5128
c) Vater über 46				
1. Mutter unter 31 .	2519	2330	4849	0,5194
2. „ 31—36 . .	3879	3604	7481	0,5185
3. „ über 36 . .	11390	10881	22271	0,5114
Uneheliche insgesamt	95157	90674	185831	0,5120
a) Mutter unter 21 . . .	27379	25853	53232	0,5143
„ 21—26	39682	37958	77640	0,5111
„ 26—31	16983	16282	33265	0,5105
„ 31—41	10194	9701	19895	0,5123
„ über 41 . . .	864	813	1677	0,5152

Tabelle D. Wahrscheinlichste Werte und Grenzwerte des Sexualverhältnisses.

Vorspalte wie C	Wahrscheinlichste Werte	Untere Grenze	Obere Grenze
Summe der ehelichen	0,51476	0,51267	0,51685
I a	0,52117	0,51101	0,53133
b	0,51482	0,51089	0,51875
c	0,51560	0,51194	0,51926
d	0,51360	0,50988	0,51734
e	0,50852	0,49558	0,52146
II a	0,51673	0,51373	0,51973
b	0,51309	0,51007	0,51613
c	0,51239	0,50101	0,52377
III a 1	0,51578	0,51170	0,51986
2	0,51842	0,51345	0,52339
3	0,51728	0,50792	0,52664
III b 1	0,51447	0,50606	0,52288
2	0,51288	0,50739	0,51837
3	0,51168	0,50644	0,51692
4	0,51286	0,50658	0,51914
III c 1	0,51949	0,48905	0,54993
2	0,51851	0,49400	0,54302
3	0,51143	0,49722	0,52564
Summe der unehelichen	0,51206	0,50814	0,51698
a	0,51433	0,50514	0,52352
b	0,51110	0,50349	0,51871
c	0,51054	0,49891	0,52217
d	0,51239	0,49736	0,52742
e	0,51521	0,46343	0,56699
	0,5477	0,5230	0,5724*)

*) Die Grenzen des Geschlechtsverhältnisses der Totgeborenen in Berlin von 1907 bis 1910, als Beispiel einer abweichenden Wahrscheinlichkeit hinzugefügt.

Untere und obere Grenzen des Geschlechtsverhältnisses.



Die schmalen liegenden Rechtecke geben die Grenzen an, innerhalb deren Schwankungen des Sexualverhältnisses erlaubt sind, der kleine senkrechte Strich gibt den wahrscheinlichsten Wert.

Tabelle E.

g, h, H, Q für die Geschlechtsverhältnisse nach dem Alter der Eltern, H_1 und Q_1 ohne Berücksichtigung von 1891.

	g	h	H	Q	H_1	Q_1
I a	1814	60,3	43,2	1,39		
b	12142	155,9	130,7	1,19		
c	14018	167,5	160,5	1,04		
d	13498	164,4	157,6	1,04		
e	1279	50,6	49,0	1,03		
II a	20869	204,4	78,8	2,59	155,7	1,31
b	20409	202,1	99,2	2,04	177,3	1,14
c	1446	53,8	30,2	1,78	44,1	1,22
III a 1	11225	149,8	123,8	1,21	138,3	1,08
2	7588	123,2	54,4	2,27	104,8	1,17
3	2040	63,9	21,7	3,50	28,1	2,27
b 1	2646	72,8	43,0	1,69	61,2	1,19
2	6214	111,2	56,7	1,96	105,3	1,05
3	6803	116,7	95,1	1,23	95,4	1,21
4	4755	97,6	52,9	1,84	51,8	1,85
c 1	202	20,1	17,5	1,15	19,3	1,04
2	312	25,0	21,2	1,18	21,6	1,16
3	928	43,1	23,3	1,85	30,5	1,41
uneheliche						
a	2218	66,6	74,3	0,896		
b	3235	80,5	86,8	0,927		
c	1386	52,7	46,1	1,137		
d	829	40,7	33,8	1,207		
e	70	11,8	12,0	0,898		
Summe der ehelichen	42733	292,5	311,3	0,939		
Summe der unehelichen	7669	123,9	139,8	0,886		

Tabelle F.

g, h, H für die Gruppen, die zum Zwecke der weiteren Betrachtung durch Zusammenfassung kleinerer Gruppen entstanden sind.

Eheliche	g	h	H
Mutter bis 26	13957	167,15	156,2
26 bis 31	14018	167,50	156,4
über 31	14777	172,00	152,6
Vater unter 31	20870	204,40	155,7
Vater über 31	20230	198,9	186,7
Uneheliche			
Mutter unter 21	2218	66,6	74,3
21 bis 26	3235	80,5	86,3
über 26	2284	67,6	53,2

Literatur.

Außer der in der Arbeit selbst angeführten ist noch folgende Literatur benutzt worden:

Wappäus, Lehrbuch der Bevölkerungsstatistik 1861.

v. Oettingen, Moralstatistik 3. Aufl. 1883.

Lexis, Abhandlungen zur Bevölkerungs- und Moralstatistik, Jena 1903.

Lexis, Artikel Geschlechtsverhältnis der Geborenen und Gestorbenen im Handwörterbuch der Staatswissenschaften.

Freiherr v. Fircks, Bevölkerungslehre und Bevölkerungspolitik 1898.

Czuber, Wahrscheinlichkeitsrechnung 2. Aufl. 1910.

v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre.

v. Mayr, Die Gesetzmäßigkeit im Gesellschaftsleben 1877.

Neese, Statistik der Mehrgeburten, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik Bd. 28.

Düsing, Die Regulierung des Geschlechtsverhältnisses bei der Vermehrung der Menschen, Tiere und Pflanzen, Jena 1884.

Düsing, Das Geschlechtsverhältnis in Preußen, Jena 1890.

Geißler, Beiträge zur Frage des Geschlechtsverhältnisses der Geborenen, Zeitschrift d. kgl. sächs. Stat. Landesamtes 1889.

Geißler, Zur Kenntnis des Geschlechtsverhältnisses bei Mehrlingsgeburten, Allg. Stat. Archiv 1896.

Kollmann, Statistische Nachrichten über das Großherzogtum Oldenburg Band 22, 1890.

Rauber, Der Überschuß der Knabengeburten Leipzig 1900.

v. Lenhossek, d. Problem d. geschlechtsbestimmenden Ursachen, Jena 1903.

Horowicz, Über das Geschlechtsverhältnis bei Zwillingsgeburten. Göttinger Dissertation 1912.

Horn, Bevölkerungswissenschaftliche Studien aus Belgien, Leipzig 1854.

Ahlfeld, Der Einfluß des Alters der Mutter auf das Geschlecht der Kinder, Monatsschrift für Geburtshülfe und Gynäkologie Bd. 36 1912 Seite 271.

His, Die Theorien der geschlechtlichen Erzeugung, Archiv für Anthropologie 1870 Seite 197 u. 317.

Fr. v. Meinzingen, Über die Sexualproportion der Geborenen, Mitteilungen der Anthropologischen Gesellschaft in Wien Bd. 29 1899.